

Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Departamento de Economia

Marcus Vinícius Carone Jovita

**Adequação da Curva de Phillips ao Brasil: um comparativo
entre as décadas 2000 e 2010**

Brasília – DF

2020

Marcus Vinícius Carone Jovita

**Adequação da Curva de Phillips ao Brasil: um comparativo
entre as décadas 2000 e 2010**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Professor Orientador: Dr. Roberto de Góes Ellery Júnior

Brasília – DF

2020

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer aos meus pais, Manoel e Melissa, que sempre ofereceram o suporte necessário para o meu contínuo aperfeiçoamento. Além disso, ensinaram-me os valores que contribuíram para a minha formação como pessoa e profissional e sempre se mostraram presentes em todas as fases da minha vida. Também agradeço à minha madrasta Ana Carolina e ao meu padrasto Marcelo, que nunca deixaram de me acolher e auxiliar durante este período.

Agradeço aos meus irmãos, Mayanna, João Pedro e Mariah, que sempre me incentivaram a alcançar os meus objetivos e obter bons resultados para que, como irmão mais velho, eu pudesse servir de exemplo para a jornada de cada um. Agradeço a todos os meus familiares por terem, cada um, participação especial nesta nova conquista.

Agradeço aos meus amigos de infância e aos amigos que fiz durante esta caminhada, que compartilharam dos desafios e das experiências vivenciadas por mim e foram fundamentais para que eu alcançasse este objetivo.

Por fim, agradeço profundamente aos meus professores, que foram indispensáveis e tiveram participação direta em cada etapa desta jornada. Nada disso faria sentido sem a contribuição única de cada um para a minha formação. Aproveito para agradecer, de forma geral, a todo o corpo de funcionários da Universidade de Brasília, que contribuíram para que eu desfrutasse de uma ótima vivência acadêmica nestes últimos quatro anos que estive lá.

RESUMO

O intuito deste trabalho é verificar a adequação da Curva de Phillips sob uma perspectiva novo keynesiana ao cenário brasileiro nas décadas de 2000 e 2010 e realizar um comparativo entre o comportamento das variáveis em cada um desses períodos. Para isso, estimou-se um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) e as Funções de Impulso Resposta (FRI's) a fim de verificar o dinamismo macroeconômico em cada cenário. A taxa de inflação, em cada década, apresentou efeitos resposta diferentes em relação à variável taxa de desemprego e isso pode ser explicado pelas particularidades político-econômicas de cada período.

Palavras-chave: Curva de Phillips, Inflação, Dinâmica Macroeconômica.

ABSTRACT

The aim of this work is to verify the adequacy of the Phillips Curve from a new Keynesian perspective to the Brazilian scenario in the 2000s and 2010s and to make a comparison between the behavior of the variables in each of these periods. For this, a Vector Autoregressive Model (VAR) and the Impulse Response Functions (IRF's) were estimated in order to verify the macroeconomic dynamism in each scenario. The inflation rate, in each decade, had different response effects in relation to the variable unemployment rate and this can be explained by the political and economic particularities of each period.

Keywords: Phillips Curve, Inflation, Macroeconomic Dynamics.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Teste ADF para a taxa de inflação	17
Tabela 2: Teste ADF para a expectativa da taxa de inflação	17
Tabela 3: Teste ADF para a taxa de desemprego	17
Tabela 4: Teste ADF para a primeira diferença da taxa de desemprego	17
Tabela 5: Teste ADF para as variações na taxa de câmbio	18
Tabela 6: Critérios de informação VAR (período 1)	19
Tabela 7: Critérios de informação VAR (período 2)	20
Tabela 8: Resultados VAR (período 1)	21
Tabela 9: Resultados VAR (período 2)	22
Tabela 10: Teste de Wald para o período 1	22
Tabela 11: Teste de Wald para o período 2	23
Tabela 12: Teste de correlação dos resíduos LM (período 1)	23
Tabela 13: Teste de correlação dos resíduos Portmanteau (período 1)	24
Tabela 14: Teste de correlação dos resíduos LM (período 2)	24
Tabela 15: Teste de correlação dos resíduos Portmanteau (período 2)	25
Tabela 16: Testes de normalidade dos erros Doornik-Hansen e Lütkepohl (período 1)	26
Tabela 17: Testes de normalidade dos erros Doornik-Hansen e Lütkepohl (período 2)	26

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolução da taxa de desemprego e da taxa de inflação no Brasil	8
Figura 2: Variação da taxa de câmbio em relação ao dólar no Brasil	13
Figura 3: Evolução da taxa de desemprego no Brasil	14
Figura 4: Evolução da expectativa de inflação no Brasil	15
Figura 5: Evolução da taxa de inflação no Brasil	16
Figura 6: Respostas da variação da taxa de câmbio e da taxa de inflação ao impulso das variações da taxa de câmbio (período 1)	27
Figura 7: Respostas da taxa de desemprego e da taxa de inflação ao impulso da taxa de desemprego (período 1)	27
Figura 8: Respostas da expectativa de inflação e da taxa de inflação ao impulso da expectativa da taxa de inflação (período 1)	28
Figura 9: Respostas da variação da taxa de câmbio e da taxa de inflação ao impulso das variações da taxa de câmbio (período 2)	28
Figura 10: Respostas da taxa de desemprego e da taxa de inflação ao impulso da taxa de desemprego (período 2)	28
Figura 11: Respostas da expectativa de inflação e da taxa de inflação ao impulso da expectativa da taxa de inflação (período 2)	29
Figura 12: Resposta acumulada da taxa de inflação ao impulso da taxa de desemprego para os períodos 1 e 2	30

SUMÁRIO

1) Introdução	8
2) Revisão de literatura	9
3) Dados	12
3.1) Repasses cambiais (Δe):	12
3.2) Taxa de desemprego (U):	13
3.3) Expectativa de inflação ($E\pi$):	14
3.4) Taxa de inflação (π):	15
3.5) Considerações	16
4) Metodologia	18
5) Resultados	20
5.1) VAR e Testes	21
5.2) Funções de Impulso Resposta (mar/2002 – dez/2010):	27
5.3) Funções de Impulso Resposta (jan/2011 – jun/2020):	28
5.4) Análise:	29
6) Conclusão:	30
REFERÊNCIAS	32

1) Introdução

Analisado por Samuelson e Solow (1960), o trade-off entre inflação e desemprego é um tema de debate até os dias de hoje na literatura macroeconômica, sendo objeto de validação para diversos países durante os mais diversos períodos. Inclusive, esta relação ainda origina muitos estudos por parte dos bancos centrais espalhados pelo mundo, principalmente aqueles que adotam o regime de metas de inflação (Hargreaves & Kite & Hodgetts, 2006).

Desde que o estudo que embasou esta relação foi elaborado por Phillips (1958), em que variações nos salários foram utilizadas como proxy não intencional para a variação nos preços, a denominada Curva de Phillips sofreu inúmeras modificações. Segundo Branson e Litvack (1978), esta primeira relação foi utilizada até a década de 1970 e, desde então, a versão alternativa, que envolve a relação negativa entre inflação e desemprego, tem sido mais presente nos livros de macroeconomia.

Conforme se pode observar no gráfico abaixo, o Brasil apresentou uma aparente relação negativa entre as variáveis em grande parte da primeira década do ano 2000, principalmente entre os anos 2004 e 2010. Contudo, durante a segunda década, esta relação já não fica muito clara graficamente, o que pode ser justificado pelo elevado nível de turbulência político-econômica presenciado durante este período, em que a economia passou por uma experiência recessiva, advinda de questões internas (questão fiscal e política) e de questões externas (pandemia do Covid-19).

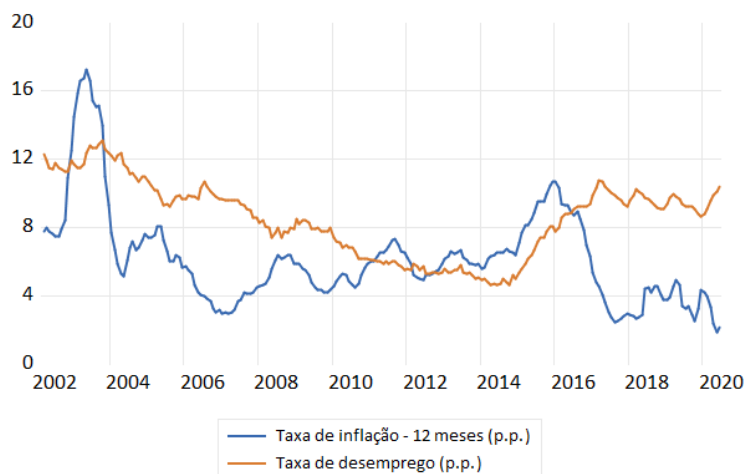


Figura 1: Evolução da taxa de desemprego e da taxa de inflação no Brasil (2002-2020). Fonte: IBGE e Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

O objetivo deste estudo, portanto, é observar se as relações entre as variáveis, principalmente entre taxa de inflação e desemprego, previstas pela Curva de Phillips (CP), ocorrem na primeira e na segunda década dos anos 2000 na economia brasileira. Para o estudo, opta-se por utilizar uma abordagem novo keynesiana para a CP, em que a inflação corrente depende de repasses cambiais, inflação esperada futura e do custo marginal das empresas.

O estudo subdivide-se em tópicos. Após uma breve introdução, são realizadas uma revisão de literatura acerca do debate sobre o tema nos ambientes nacional e internacional e uma apresentação dos dados utilizados nas estimações, inclusive quanto aos tratamentos que se viram necessários em cada série. Além disso, seguida pela apresentação da metodologia utilizada, é apresentada uma análise a respeito dos resultados obtidos e do comportamento relativo entre as variáveis. Por fim, um espaço para conclusão sobre o estudo é separado.

2) Revisão de literatura

Phillips (1958) se utiliza do raciocínio incutido nas leis da oferta e da demanda para abordar o comportamento do mercado de trabalho. Em períodos de alta atividade econômica que as indústrias se dispõem a contratar trabalhadores (alta demanda por trabalho) e a taxa de desemprego é baixa (baixa oferta de trabalho), as firmas tendem a oferecer maiores salários (alto preço do trabalho) a fim de reter a mão de obra. Ao realizar estas associações, observou que a variação na taxa de desemprego poderia ser uma possível fonte de variações que ocorriam nos salários dos funcionários. As análises foram realizadas para momentos distintos da economia inglesa e os resultados obtidos mostravam compatibilidade com o raciocínio prévio.

Samuelson e Solow (1960) se propuseram a estimar a mesma relação para o caso estadunidense. Porém, em vez de adicionarem a variação dos salários no modelo, observaram a relação entre a taxa de crescimento médio dos preços da economia e a taxa de desemprego. Os autores descobrem algumas pistas sobre o que seria denominado mais à frente como “taxa natural de desemprego”, mas não conseguem, com os períodos analisados, modelar uma relação de longo prazo com as variáveis utilizadas.

Phelps (1967), ao contrário desses autores, adicionou mais uma variável explicativa ao modelo: as expectativas de inflação. Esta seria responsável por alterar o efeito do desemprego sobre o nível de preços da economia. Contudo, após os choques do petróleo impactarem o nível de preços por razões diversas ao desemprego, Phelps (1969) ponderou algumas críticas à relação proposta pela Curva de Phillips (CP). O autor afirma que, no longo prazo, a economia tenderia a uma taxa de desemprego que não resultaria em inflação acelerada, mas em um nível de preços que evoluiria de forma constante e controlada. Na literatura, esta taxa de desemprego é tratada como taxa natural de desemprego ou NAIRU (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment). Outro autor que prestou críticas às relações antes construídas e apresentou visões semelhantes às de Phelps foi Friedman (1968).

Ambos ainda afirmaram que a promoção de um aumento da base monetária seria capaz de aumentar o produto e a inflação e de diminuir o nível de desemprego da economia, relações condizentes com a CP. Com o nível de empregados acima do natural, a renegociação de contratos implicaria a revisão dos salários para cima e, por conseguinte, uma diminuição da demanda das firmas por trabalho. Portanto, no longo prazo, estímulos monetários não seriam suficientes para gerar efeitos reais na economia e, no final das contas, apenas resultaria em revisão do nível de preços. A moeda se apresentava como não neutra no curto prazo e neutra no longo prazo. Estava rejeitada a ideia de que os governos poderiam escolher entre emprego e inflação. Nasce então a Curva de Phillips Modificada:

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(u_t - u_n)$$

É importante, contudo, considerar de que maneira essas expectativas são formadas pelos agentes. Friedman defendeu as chamadas “expectativas adaptativas”, em que o agente aprende com os erros cometidos no passado e considera isso na sua expectativa corrente. Lucas e Sargent consideraram outro conceito de expectativas: as expectativas racionais. Sob este último conceito, os agentes possuem todas as informações e o conhecimento a respeito do modelo macroeconômico, o que torna a inflação esperada igual à inflação realizada. Os erros de previsão estão sujeitos a eventos aleatórios e sem controle do agente.

Segundo Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017), a curva de Phillips novo keynesiana, que reflete um modelo de fixação de preços com rigidez nominal que implica que a inflação pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais (Cogley & Sbordone, 2006), serve de base para uma extensa literatura referente à dinâmica inflacionária. Nos últimos anos, segundo os mesmos autores, algumas tentativas empíricas bem sucedidas, como os estudos de Galí, Gertler e López Salido e outras que não demonstraram relevância, como a de Rudd e Whelan (2005), Lindé (2005) e Bårdsen, Jansen e Nymoer (2004), foram realizadas.

No cenário brasileiro, os estudos de Arruda, Ferreira e Castelar (2011) se propõem a estimar a inflação a partir de estimações de Curvas de Phillips, em que são utilizados modelos lineares e não lineares como instrumentos. Ao final, os autores concluem que o melhor modelo aplicável ao caso brasileiro é a “Curva de Phillips ampliada” (nome dado pelos próprios autores), que utiliza como variáveis explicativas o hiato do produto, o repasse cambial e a inflação passada.

Schwartzman (2006) estima a inflação de produtos não comercializáveis, monitorados e comercializáveis por meio da capacidade industrial, mensurada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), por meio de índices de preços variados, como o IPCA e o IGP-DI, por uma relação entre a depreciação cambial e a inflação americana, por projeções de inflação a partir de um VAR e por algumas variáveis dummy temporais. Apesar de um dos principais resultados de Schwartzman contribuir para a validação do trade-off entre inflação e desemprego para o caso brasileiro, Sachsida (2013), após uma grande revisão de literatura, afirma que os resultados de diversos outros estudos não apontam para a existência de tal trade-off.

Alves e Areosa (2005) trazem uma novidade para o modelo ao adicionarem a meta de inflação como variável explicativa. O estudo estima a Curva de Phillips novo keynesiana e incorpora a indexação não só pela inflação passada, mas também pela meta de inflação. O IPCA é usado como representante da inflação, enquanto os autores elaboram uma nova variável a fim de representar o custo marginal agregado das firmas. O estudo é realizado com dados trimestrais entre os anos de 1995 e 2004, em que a meta de inflação gerou um coeficiente de 0,68 e o custo marginal não retornou resultados estatisticamente significantes.

Areosa e Medeiros (2007) procuram estimar um modelo estrutural de inflação em uma economia aberta a partir de uma Curva de Phillips novo keynesiana e uma

curva híbrida. Os dados são mensais dos anos de 1995 a 2003 e, segundo os resultados econométricos, a inflação futura se mostrou como variável explicativa dominante em relação à inflação passada e os custos marginais das firmas.

3) Dados

Os dados escolhidos para a estimação do modelo estão de acordo com a dinâmica da inflação sob uma perspectiva novo keynesiana, como já mencionada previamente, na qual a inflação corrente é uma função do custo marginal das empresas, da expectativa de inflação para o período seguinte e, por tratarmos de uma economia aberta, dos choques na taxa de câmbio. Portanto, as variáveis utilizadas para a estimação do VAR são:

3.1) Repasses cambiais (Δe):

Uma importante variável a ser incluída para estimar a inflação, sob essa perspectiva, é a variação da taxa de câmbio. Este efeito foi percebido por Schwartzman (2006). Summa (2011) ainda acrescenta que outros autores também experimentaram esta relação, como Moreira (2007) e Ferreira e Jayme (2005). O trabalho destes dois últimos autores, assim como este trabalho, também se utilizou de funções de resposta ao impulso que demonstraram o efeito das variações da taxa de câmbio sobre a inflação corrente.

Esses choques cambiais foram calculados a partir da primeira diferença dos logaritmos da taxa de câmbio nominal, série mensal obtida a partir do *site* do Ipeadata. Os resultados foram expressos em pontos percentuais (p.p.).

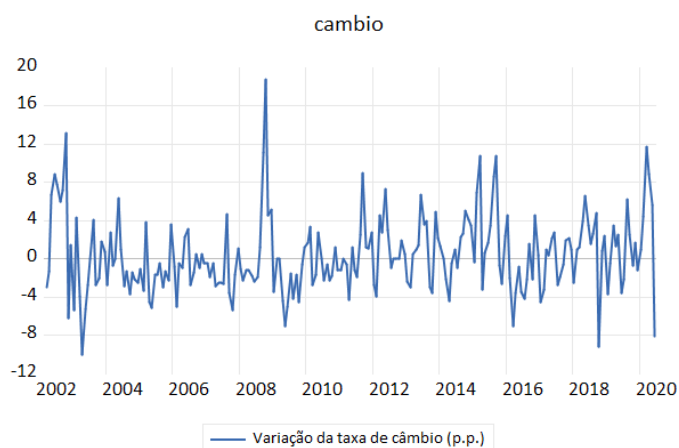


Figura 2: Variação da taxa de câmbio em relação ao dólar no Brasil (2002-2020). Fonte: Ipea. Elaboração do autor.

3.2) Taxa de desemprego (U):

Outra variável explicativa importante incluída no modelo é a taxa de desemprego. Uma série mensal intitulada “Taxa de desemprego – Região metropolitana – Brasil (na semana)” foi coletada a partir do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS). Trata-se de uma série gerada a partir de pesquisas do IBGE realizadas em todas as regiões metropolitanas do Brasil. Contudo, esta mesma série foi descontinuada desde fevereiro de 2016 e houve necessidade de realizar um tratamento especial nos dados para estimar valores até o ano de 2020.

Para isto, extraiu-se os valores da série atualmente utilizada para medir a taxa de desemprego do país: a Taxa de desocupação também calculada pelo IBGE a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD) e calculou-se a taxa de crescimento dessa variável desde fevereiro de 2016 até junho de 2020. A partir dos resultados obtidos, aplicou-se esta taxa de crescimento à série antiga a fim de estimar os valores restantes. A série mais atual não foi utilizada para todo o período, pois os seus cálculos foram iniciados apenas em 2012. Os dados, assim como as variações na taxa de câmbio, também foram expressos em pontos percentuais.

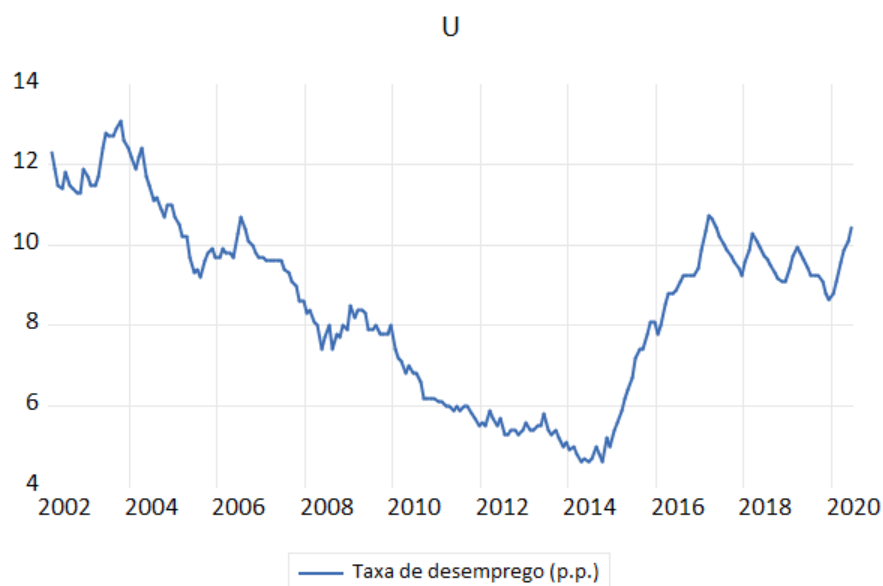


Figura 3: Evolução da taxa de desemprego no Brasil (2002-2020). Fonte: IBGE. Elaboração do autor.

3.3) Expectativa de inflação ($E(\pi)$):

Além da variação da taxa de câmbio e da taxa de desemprego, as expectativas inflacionárias também representam, neste modelo, uma variável explicativa para a inflação corrente. Phelps (1967) adotou como premissa a ideia de que as expectativas inflacionárias tendem a convergir para a variação de preços real no futuro e se utilizou desta variável em suas estimações. Este comportamento pode ser percebido ao analisar o gráfico comparativo entre taxa de inflação e taxa de inflação esperada.

Para o presente estudo, foram coletados dados da média das expectativas de mercado para a inflação mensal diretamente do Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central do Brasil, que agrega valores das expectativas de vários agentes de mercado do país. Assim como a taxa de desemprego, esta série também exigiu um tratamento especial, pois as expectativas para a inflação de determinado mês são apresentadas diariamente e variam. Portanto, para obter um valor mensal desta série, coletou-se os dados diários de expectativas desde o primeiro dia do mês de referência da inflação esperada desejada até o dia da divulgação da taxa efetiva, que normalmente ocorre no mês seguinte, e calculou-se uma média simples destes

valores. Por exemplo, se o dado desejado é a expectativa de inflação para março de 2016, realiza-se uma média das expectativas inflacionárias diárias divulgadas desde 01/03/2016 até o dia de divulgação da inflação oficial do mês em questão, ocorrida em abril de 2016.

Os dados de expectativa de inflação são baseados no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE, e foram representados em pontos percentuais.

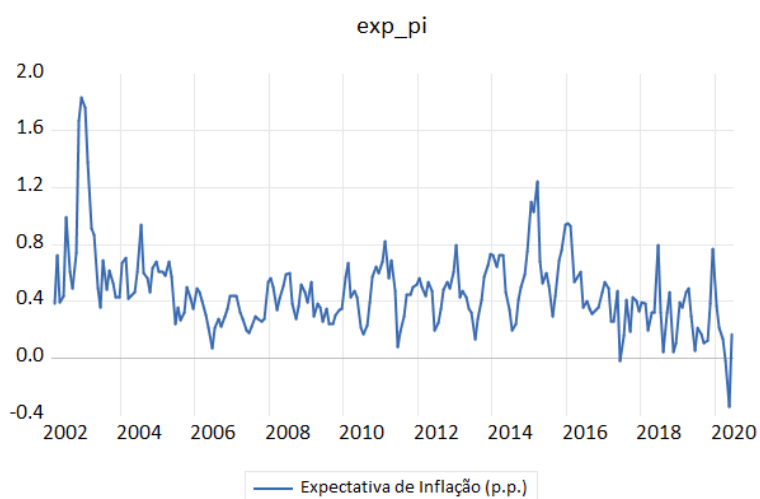


Figura 4: Evolução da expectativa de inflação no Brasil (2002-2020). Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

3.4) Taxa de inflação (π):

Como representante da variável dependente do modelo, temos a taxa de inflação. Os dados também são baseados no IPCA e foram coletados a partir de uma série mensal presente no SGS do Banco Central do Brasil. Assim como todos os dados apresentados acima, este também foi expresso em pontos percentuais.

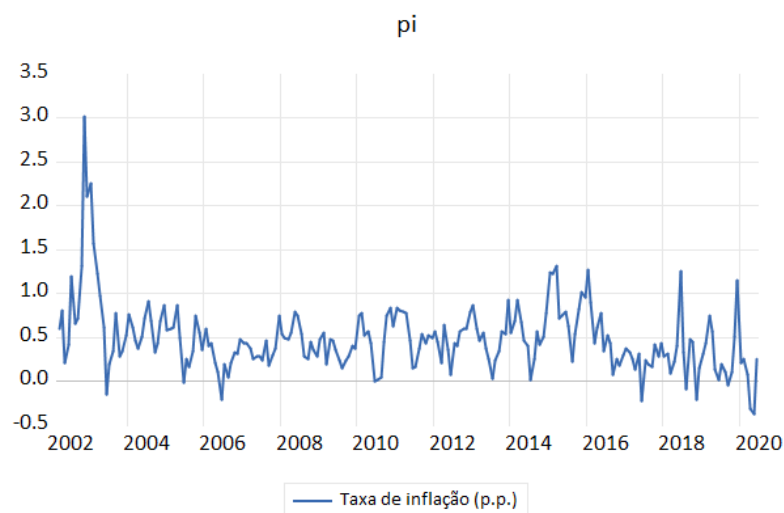


Figura 5: Evolução da taxa de inflação no Brasil (2002-2020). Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

3.5) Considerações

Os dados utilizados neste estudo foram coletados para o período contido entre os meses de março de 2002 e junho de 2020, em que se somam 220 observações. Além disso, apesar de o modelo VAR exigir que as variáveis sejam integradas de mesma ordem para que o modelo seja bem ajustado, este estudo segue a mesma metodologia utilizada por Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017), que não levam em conta os resultados dos testes de raiz unitária na obtenção de seus resultados do modelo. Estes mesmos autores argumentam que, de acordo com os trabalhos de Mazali e Divino (2010), as séries brasileiras de inflação e desemprego podem ser consideradas estacionárias e que, segundo Sims, Stock e Watson (1990), as funções de impulso resposta do VAR continuam válidas mesmo que algumas séries utilizadas não sejam estacionárias. É importante mencionar este fato, pois ao realizar os testes de raiz unitária para as variáveis coletadas, a taxa de desemprego apresentou-se como estacionária apenas em sua primeira diferença. O restante das séries se apresentou como estacionárias em nível. O teste utilizado foi o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Seguem os resultados abaixo:

Null Hypothesis: PI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.341439	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.460173	
5% level	-2.874556	
10% level	-2.573784	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 1: Teste ADF para a taxa de inflação. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Null Hypothesis: EXP_PI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.535679	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.460173	
5% level	-2.874556	
10% level	-2.573784	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 2: Teste ADF para a expectativa da taxa de inflação. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Null Hypothesis: U has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.354861	0.6038
Test critical values: 1% level	-3.460313	
5% level	-2.874617	
10% level	-2.573817	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 3: Teste ADF para a taxa de desemprego. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Null Hypothesis: D(U) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.57216	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.460313	
5% level	-2.874617	
10% level	-2.573817	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 4: Teste ADF para a primeira diferença da taxa de desemprego. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Null Hypothesis: CAMBIO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.803598	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.460173	
5% level	-2.874556	
10% level	-2.573784	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 5: Teste ADF para as variações na taxa de câmbio. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

4) Metodologia

A metodologia utilizada neste estudo é a estimação de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), em que participam todas as variáveis apresentadas acima: taxa de inflação, expectativa da taxa de inflação, taxa de desemprego e choques cambiais. O VAR é uma alternativa a regressões mais comuns, pois se apresenta como um modelo mais dinâmico ao examinar relações lineares entre cada variável e seus valores defasados de acordo com as limitações e parâmetros impostos pelo pesquisador. O modelo pode ser apresentado da seguinte forma geral:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + v_t \quad (t = 1, \dots, T + p),$$

no qual Y_t e v_t são vetores 4x1 de dados e erros de previsão, ϕ_i é uma matriz 4x4 de coeficientes e c é uma matriz 4x1 de constantes. A variável $v_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma)$.

A dinâmica das variáveis será examinada principalmente com base nas funções de resposta a impulso (FRI's) e são elas que oferecerão a capacidade de análise da adequação da curva de Phillips para os diferentes períodos analisados, matéria foco deste trabalho. Além disso, com o apoio do trabalho de Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017), a fim de tornar o modelo exatamente identificado e trazer maior respaldo aos choques analisados, um ordenamento das variáveis é realizado antes de dar início às simulações. Segundo análises destes autores com base na fatoração de Cholesky, o ordenamento nas simulações é feito da variável mais exógena até a variável mais endógena, conforme apontamentos da literatura econômica. Portanto, a primeira variável é representada pela variação da taxa de

câmbio, seguida pela taxa de desemprego, pela expectativa da taxa de inflação e, por fim, pela inflação.

A partir da utilização do critério de informação de Schwarz (SC) para a escolha da quantidade de defasagens a ser adotada para as simulações, observou-se que a escolha de duas defasagens se apresentou como melhor opção para o período de março de 2002 a dezembro de 2010 e a escolha de uma defasagem se apresentou como melhor opção para o período de janeiro de 2011 a junho de 2020. Contudo, ao realizar simulações para o primeiro período, os resultados das FRI's não se mostraram muito adequados e optou-se, assim como no segundo período, por seguir a opção de uma defasagem apenas (menor número sob o SC após a opção de duas defasagens). É importante lembrar que quanto menos defasagens são incluídas em um modelo que já engloba quatro variáveis, o risco de superparametrização se torna menor. Seguem os resultados:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: CAMBIO U EXP_PI PI DUMMY TREND1
 Exogenous variables: C
 Date: 12/19/20 Time: 23:01
 Sample: 2002M03 2010M12
 Included observations: 100

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-784.9141	NA	0.298503	15.81828	15.97459	15.88154
1	-135.0962	1208.661	1.39e-06	3.541924	4.636095	3.984755
2	-12.10037	214.0127	2.46e-07	1.802007	3.834040*	2.624408*
3	14.27585	42.72948	3.04e-07	1.994483	4.964377	3.196452
4	63.26991	73.49108	2.44e-07	1.734602	5.642357	3.316141
5	103.9222	56.10012	2.36e-07	1.641557	6.487173	3.602665
6	148.7506	56.48379*	2.17e-07*	1.464988*	7.248466	3.805666

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 6: Critérios de informação VAR (mar/2002 a dez/2010). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: CAMBIO U EXP_PI PI DUMMY TREND2 TREND3
 Exogenous variables: C
 Date: 12/19/20 Time: 23:06
 Sample: 2011M01 2020M06
 Included observations: 114

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1252.677	NA	9.341390	22.09959	22.26760	22.16778
1	-728.3460	975.0712	0.002236*	13.76046*	15.10455*	14.30595*
2	-688.2580	69.62656*	0.002638	13.91681	16.43699	14.93961
3	-657.6422	49.41493	0.003729	14.23934	17.93560	15.73944
4	-618.2911	58.68152	0.004624	14.40862	19.28097	16.38603
5	-579.7555	52.73286	0.005997	14.59220	20.64064	17.04692
6	-539.2556	50.44731	0.007832	14.74133	21.96585	17.67335

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 7: Critérios de informação VAR (jan/2011 a jun/2020). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Além disso, optou-se por utilizar, na estimação, dois tipos de variáveis dummies a fim de eliminar alguns comportamentos erráticos de algumas séries: dummy sazonal e dummy de tendência.

As dummies de tendência foram utilizadas com o intuito de capturar o comportamento tendencioso da taxa de desemprego observado entre outubro de 2003 e abril de 2014 (descendente) e entre outubro de 2014 e outubro de 2016 (ascendente). A primeira engloba um período maior, mas com um movimento mais comportado da variável. Já a segunda engloba um período menor, mas com um movimento mais abrupto da variável.

Adicionalmente, a dummy sazonal procura captar, nas simulações, os meses em que houve muita instabilidade macroeconômica e o comportamento das variáveis pode ter sido errático. O critério de escolha das observações a serem adicionadas à dummy foi a variação cambial ocorrida em relação ao mês anterior. Qualquer observação que tenha apresentado uma variação (positiva ou negativa) superior a 7% foi adicionada, o que totalizou 18 observações.

5) Resultados

Esta seção apresenta os principais resultados obtidos com as estimações, bem como alguns testes para diagnosticar os modelos.

5.1) VAR e Testes

As tabelas abaixo mostram uma síntese dos resultados obtidos. Como o propósito deste trabalho é analisar a adequação da Curva de Phillips à economia brasileira, a coluna que representa a taxa de inflação como variável dependente foi destacada nas tabelas. É ela que será analisada a seguir.

É importante destacar que, para ambos os períodos analisados, o sinal dos coeficientes de regressão se mostrou, na maioria das vezes, correto e de acordo com a teoria econômica: variações na taxa de câmbio e inflação esperada positivamente correlacionadas com a taxa de inflação e taxa de desemprego negativamente correlacionada com a taxa de inflação.

Período amostral: mar/2002 a dez/2010				
Método: MQO				
	Δe_t	U_t	$E_t(\pi_{t+1})$	π_t
Δe_{t-1}	0,31 (0,00)	0,003 (0,67)	0,01 (0,00)	0,02 (0,00)
U_{t-1}	-0,33 (0,66)	0,87 (0,00)	0,01 (0,73)	-0,02 (0,71)
$E_{t-1}(\pi_t)$	2,62 (0,47)	-0,14 (0,58)	0,07 (0,63)	-0,27 (0,30)
π_{t-1}	-2,51 (0,28)	0,09 (0,60)	0,47 (0,00)	0,86 (0,00)
dummy	2,86 (0,08)	0,06 (0,62)	0,01 (0,83)	0,15 (0,21)
tendência 1	-0,03 (0,59)	-0,008 (0,01)	-0,0008 (0,68)	-0,003 (0,47)
constante	3,81 (0,68)	1,51 (0,02)	0,14 (0,70)	0,49 (0,46)
R2	0,632			
R2 Ajustado	0,609			
DW	2,011			

Tabela 8: Resultados VAR período 1. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Período amostral: jan/2011 a jun/2020				
Método: MQO				
	Δe_t	U_t	$E_t(\pi_{t+1})$	π_t
Δe_{t-1}	0,28 (0,00)	-0,0007 (0,91)	0,008 (0,10)	0,01 (0,07)
U_{t-1}	-0,27 (0,28)	0,98 (0,00)	-0,03 (0,02)	-0,04 (0,01)
$E_{t-1}(\pi_t)$	1,26 (0,75)	0,27 (0,25)	0,30 (0,10)	0,29 (0,28)
π_{t-1}	-1,36 (0,64)	-0,14 (0,41)	0,24 (0,07)	0,28 (0,16)
dummy	0,16 (0,91)	0,09 (0,27)	-0,19 (0,00)	-0,28 (0,00)
tendência 1	-0,05 (0,23)	-0,005 (0,03)	-0,0009 (0,62)	-0,002 (0,41)
tendência 2	-0,04 (0,48)	0,004 (0,22)	0,005 (0,09)	0,007 (0,11)
constante	3,17 (0,18)	0,12 (0,39)	0,39 (0,00)	0,51 (0,00)
R2	0,45			
R2 Ajustado	0,41			
DW	1,812			

Tabela 9: Resultados VAR período 2. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Contudo, os coeficientes da estimação para o primeiro período se mostraram menos significativos estatisticamente se comparados aos da estimação para o segundo período. Apesar disso, a primeira apresentou um R quadrado e um R quadrado ajustado maiores do que a segunda, mesmo ao incluir menos regressores. Ademais, a primeira ainda apresentou uma estatística de Durbin-Watson (DW) com um valor mais próximo de 2, que representa um indicativo de possível ausência de autocorrelação.

A fim de identificar a relevância dos coeficientes das variáveis econômicas explicativas, realizou-se um teste de Wald, em que o nível de significância dos coeficientes é analisado de forma conjunta. Os coeficientes da variação da taxa de câmbio, da taxa de desemprego e da taxa de inflação esperada foram verificados.

Wald Test			
System: {%system}			
Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	1.975203	2	0.3725

Tabela 10: Teste de Wald para o período 1. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Wald Test:
System: {%system}

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	10.93358	2	0.0042

Tabela 11: Teste de Wald para o período 2. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Conjuntamente, os coeficientes do primeiro período não conseguiram rejeitar a hipótese nula de insignificância estatística. É muito provável que a variável taxa de desemprego tenha contribuído bastante para este resultado pelo fato de apresentar um elevado p-valor individual. Ao contrário, os coeficientes do segundo período apresentaram, conjuntamente, significância estatística ao nível de confiança de 99%.

Em seguida, foram realizados alguns testes para verificação de autocorrelação serial: Breusch-Godfrey (teste LM) e Portmanteau. O primeiro identifica autocorrelação em uma defasagem específica, enquanto o segundo analisa a presença de autocorrelação em um intervalo de defasagens.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 12/20/20 Time: 02:22
Sample: 2002M03 2010M12
Included observations: 105

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	160.3044	36	0.0000	5.240564	(36, 384.8)	0.0000
2	94.40077	36	0.0000	2.830830	(36, 384.8)	0.0000
3	89.16019	36	0.0000	2.655641	(36, 384.8)	0.0000
4	66.65387	36	0.0014	1.928714	(36, 384.8)	0.0014
5	72.70815	36	0.0003	2.120274	(36, 384.8)	0.0003
6	37.00999	36	0.4221	1.031328	(36, 384.8)	0.4232
7	61.96911	36	0.0046	1.782454	(36, 384.8)	0.0046
8	57.56072	36	0.0127	1.646372	(36, 384.8)	0.0128
9	40.37375	36	0.2830	1.129858	(36, 384.8)	0.2841
10	31.84206	36	0.6667	0.881548	(36, 384.8)	0.6676
11	42.01122	36	0.2266	1.178122	(36, 384.8)	0.2275
12	88.88537	36	0.0000	2.646516	(36, 384.8)	0.0000

Tabela 12: Teste de correlação dos resíduos LM (período 1). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h
 Date: 12/20/20 Time: 02:23
 Sample: 2002M03 2010M12
 Included observations: 105

Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	90.82656	---	91.69989	---	---
2	163.9285	0.0000	166.2213	0.0000	36
3	240.5138	0.0000	245.0591	0.0000	72
4	298.4718	0.0000	305.3125	0.0000	108
5	360.8454	0.0000	370.8047	0.0000	144
6	392.3234	0.0000	404.1905	0.0000	180
7	446.7526	0.0000	462.5075	0.0000	216
8	495.8902	0.0000	515.6976	0.0000	252
9	533.0507	0.0000	556.3420	0.0000	288
10	562.8729	0.0000	589.3034	0.0000	324
11	603.4785	0.0000	634.6607	0.0000	360
12	680.2574	0.0000	721.3466	0.0000	396

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Tabela 13: Teste de correlação dos resíduos Portmanteau (período 1). Fonte: saída Eviews.

Elaboração do autor.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 12/20/20 Time: 02:27
 Sample: 2011M01 2020M06
 Included observations: 114

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	62.00177	49	0.1005	1.283824	(49, 476.6)	0.1014
2	73.01701	49	0.0146	1.529030	(49, 476.6)	0.0148
3	42.89608	49	0.7177	0.871119	(49, 476.6)	0.7189
4	50.70385	49	0.4062	1.037873	(49, 476.6)	0.4077
5	42.75241	49	0.7231	0.868075	(49, 476.6)	0.7242
6	59.15653	49	0.1518	1.221359	(49, 476.6)	0.1528
7	48.83664	49	0.4797	0.997757	(49, 476.6)	0.4812
8	64.32408	49	0.0699	1.335071	(49, 476.6)	0.0705
9	38.13946	49	0.8690	0.770799	(49, 476.6)	0.8697
10	63.37731	49	0.0813	1.314150	(49, 476.6)	0.0820
11	60.25506	49	0.1300	1.245434	(49, 476.6)	0.1310
12	43.89314	49	0.6797	0.892269	(49, 476.6)	0.6810

Tabela 14: Teste de correlação dos resíduos LM (período 2). Fonte: saída Eviews. Elaboração do

autor.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h
 Date: 12/20/20 Time: 02:27
 Sample: 2011M01 2020M06
 Included observations: 114

Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	23.61412	---	23.82309	---	---
2	90.30318	0.0003	91.70303	0.0002	49
3	127.6772	0.0236	130.0871	0.0167	98
4	173.1222	0.0694	177.1847	0.0454	147
5	210.2009	0.2314	215.9642	0.1564	196
6	264.8095	0.1836	273.6067	0.1011	245
7	308.5547	0.2683	320.2137	0.1406	294
8	360.4476	0.2481	376.0231	0.1061	343
9	395.9438	0.4348	414.5618	0.2077	392
10	453.0888	0.3351	477.2015	0.1133	441
11	502.8107	0.3347	532.2335	0.0912	490
12	536.6118	0.5209	570.0111	0.1718	539

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Tabela 15: Teste de correlação dos resíduos Portmanteau (período 2). Fonte: saída Eviews.

Elaboração do autor.

O nível de defasagens utilizado em ambos foi igual a 12. Curiosamente, apesar de apresentar uma estatística DW muito mais próxima de 2, a regressão para o primeiro período não apresentou resultados muito animadores em relação a autocorrelação dos resíduos e rejeitou em quase todos os níveis de defasagem a hipótese nula de não autocorrelação. Em contrapartida, os testes realizados para o segundo período apresentaram resultados mais consistentes com a ausência de autocorrelação e falhou em rejeitar a hipótese nula em quase todos os níveis de defasagem ao nível de confiança de 90%.

Por fim, fez-se necessário analisar os testes de normalidade dos erros, pois, como atestam Saschsida, Schettini e Gouvêa, a ausência desta condição também poderia configurar um empecilho para a estimação das FRI's, já que é feita via máxima verossimilhança.

Component	Jarque-Bera	df	Prob.	Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	15.72126	2	0.0004	1	7.154560	2	0.0280
2	1.792661	2	0.4081	2	1.377140	2	0.5023
3	17.45696	2	0.0002	3	19.94555	2	0.0000
4	19.06352	2	0.0001	4	52.19437	2	0.0000
5	874.4303	2	0.0000	5	214.3900	2	0.0000
6	14.15989	2	0.0008	6	9.900075	2	0.0071
Joint	942.6245	12	0.0000	Joint	304.9617	12	0.0000

Tabela 16: Testes de normalidade dos erros Doornik-Hansen e Lütkepohl (período 1). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Component	Jarque-Bera	df	Prob.	Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.427698	2	0.2971	1	8.274946	2	0.0160
2	5.198120	2	0.0743	2	10.33171	2	0.0057
3	0.156288	2	0.9248	3	0.596927	2	0.7420
4	1.306944	2	0.5202	4	6.399066	2	0.0408
5	214.4959	2	0.0000	5	243.9206	2	0.0000
6	35661.61	2	0.0000	6	4232.011	2	0.0000
7	24762.75	2	0.0000	7	2612.292	2	0.0000
Joint	60647.95	14	0.0000	Joint	7113.826	14	0.0000

Tabela 17: Testes de normalidade dos erros Doornik-Hansen e Lütkepohl (período 2). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Os testes realizados são variantes do teste de Jarque-Bera: teste de Doornik-Hansen e teste de Lütkepohl e os resultados obtidos não foram positivos para nenhum dos dois períodos. Conjuntamente, os componentes de cada modelo rejeitaram a hipótese nula de normalidade dos erros. Mesmo com este resultado, as FRI's foram estimadas a fim de observar o comportamento das variáveis.

5.2) Funções de Impulso Resposta (mar/2002 – dez/2010):

Choque em Δe

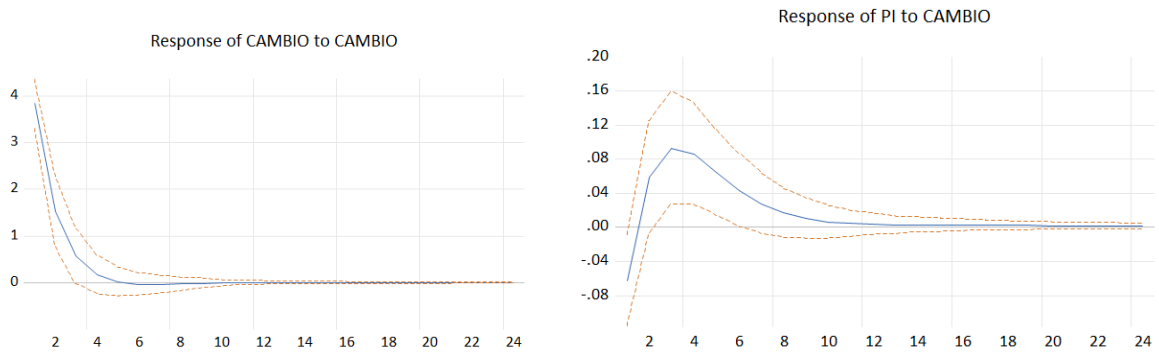


Figura 6: Respostas da variação da taxa de câmbio e da taxa de inflação ao impulso das variações da taxa de câmbio (mar/2002 a dez/2010). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Choque em U

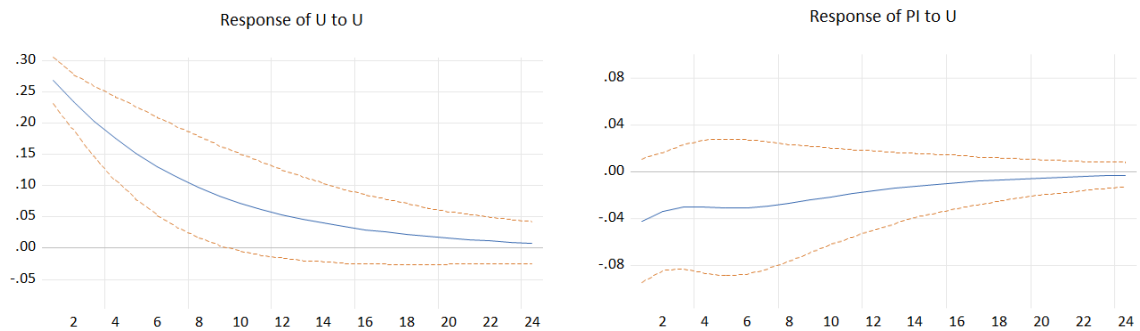


Figura 7: Respostas da taxa de desemprego e da taxa de inflação ao impulso da taxa de desemprego (mar/2002 a dez/2010). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Choque em $E(\pi)$

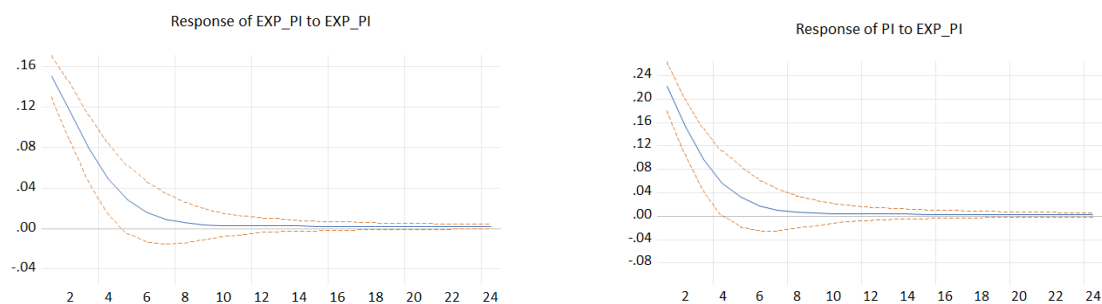


Figura 8: Respostas da expectativa de inflação e da taxa de inflação ao impulso da expectativa da taxa de inflação (mar/2002 a dez/2010). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

5.3) Funções de Impulso Resposta (jan/2011 – jun/2020):

Choque em Δe

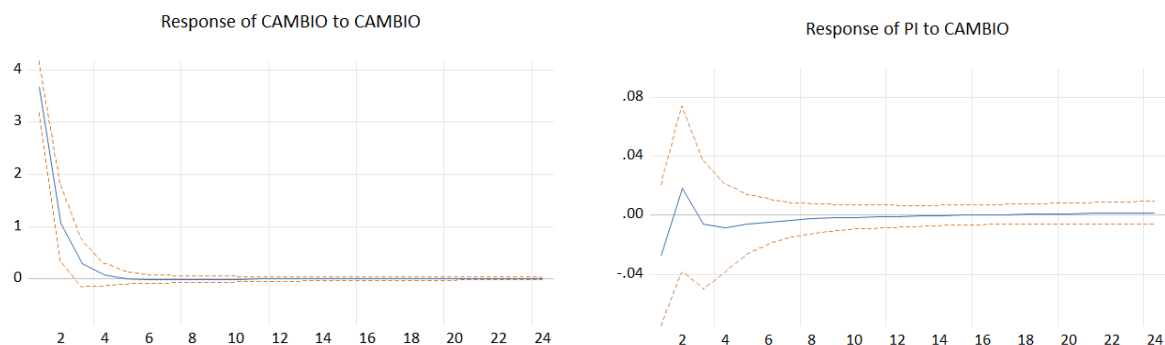


Figura 9: Respostas da variação da taxa de câmbio e da taxa de inflação ao impulso das variações da taxa de câmbio (jan/2011 a jun/2020). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Choque em U

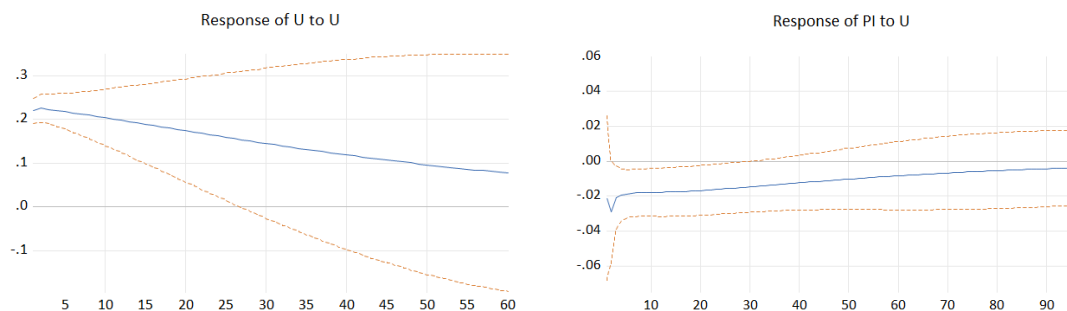


Figura 10: Respostas da taxa de desemprego e da taxa de inflação ao impulso da taxa de desemprego (jan/2011 a jun/2020). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

Choque em $E(\pi)$

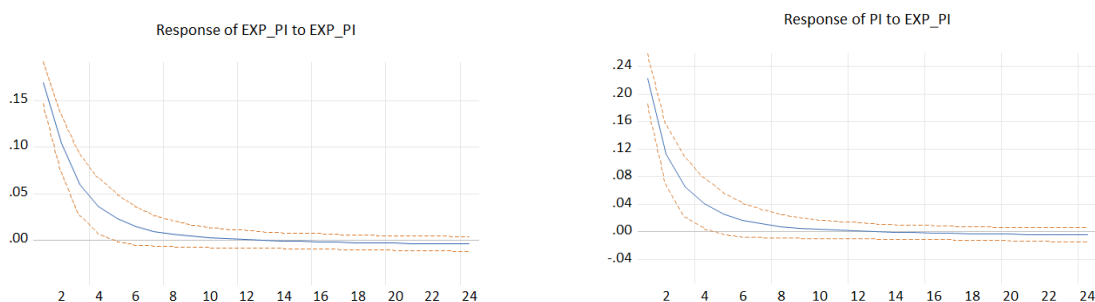


Figura 11: Respostas da expectativa de inflação e da taxa de inflação ao impulso da expectativa da taxa de inflação (jan/2011 a jun/2020). Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

5.4) Análise:

É possível observar, nos dois períodos, que o choque na variação da taxa de câmbio se dissipa mais rapidamente e, nos primeiros meses, já não apresenta mais efeitos sobre si mesmo. Em relação aos efeitos do choque do câmbio sobre a taxa de inflação, percebe-se uma relação positiva mais forte no primeiro período, que apresentou uma persistência mais duradoura e um efeito acumulado de cerca de 0,35 p.p. em 12 meses. Em contrapartida, no segundo período, o comportamento da taxa de inflação pareceu ambíguo nos primeiros momentos do choque e os movimentos foram tímidos, o que não trouxe muita credibilidade na causalidade em discussão.

Como era de se esperar, o choque na taxa de desemprego apresentou a maior persistência, em ambos os períodos, dentre todos os outros choques analisados. Na primeira década, este efeito se manteve significativo por períodos superiores a um ano e, na segunda década, foram constatados efeitos significativos até quatro anos após a inovação. Em relação aos efeitos do choque da taxa de desemprego sobre a taxa de inflação, percebe-se uma relação negativa nas duas décadas, condizente com a teoria econômica. Porém, o período compreendido entre os meses de janeiro de 2011 e junho de 2020, apesar de efeitos mais tímidos, apresentou uma persistência muito maior se comparado ao período que engloba os meses entre março de 2002 e dezembro de 2010. É possível perceber que o efeito se dissipa quase linearmente. Como a taxa de desemprego demonstrou um comportamento peculiar sobre a taxa de inflação, optou-se por ilustrar os efeitos acumulados dos dois períodos analisados.

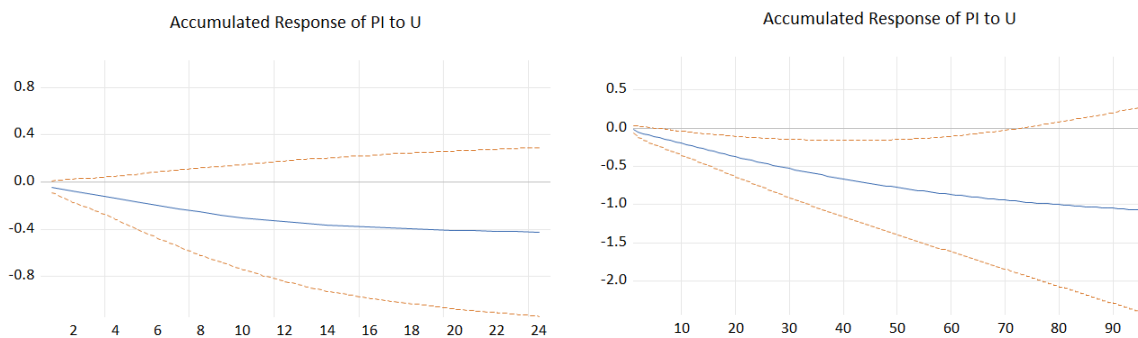


Figura 12: Resposta acumulada da taxa de inflação ao impulso da taxa de desemprego para os períodos 1 e 2. Fonte: saída Eviews. Elaboração do autor.

No primeiro período, observou-se um efeito acumulado de -0,43 p.p. ao longo de dois anos e, no segundo período, um efeito acumulado de -1,1 p.p. ao longo de oito anos.

Por fim, choques na expectativa de inflação apresentam resultados naturalmente mais intuitivos, pois é uma variável que representa as previsões para a taxa de inflação, que é a variável resposta. Os efeitos são positivos e decaem exponencialmente por aproximadamente seis meses.

6) Conclusão:

Os efeitos das variáveis dependentes sobre a taxa de inflação são notadamente diferentes entre as duas décadas observadas. Algumas das possíveis explicações para este comportamento são a situação econômica do país e a ocorrência de particulares eventos político-econômicos em cada um dos períodos.

A primeira década foi marcada por um longo período de crescimento econômico. Apesar de apresentar alguns surtos inflacionários, resultado de uma economia aquecida, este período presenciou uma redução constante da taxa de desemprego. As maiores crises desse período tiveram cunho internacional, como a crise bancária e financeira de 2008. Além disso, este período também contou com elevada liquidez no cenário internacional, resultado da diminuição das taxas de juros em várias economias do mundo. Contudo, parte do que foi herdado dessa década pode ter se tornado um grande problema doméstico na década seguinte.

A segunda década analisada apresentou maior turbulência no cenário doméstico. A administração das contas públicas passou a representar um problema e situação que elevou o risco-país e que gerou uma grande crise política. Marcado por um processo de impeachment e crise econômica, o período contou com aumento das taxas de juros e taxas de inflação, que chegaram à casa dos dois dígitos, e com o maior nível de desemprego observado desde 2006. Nos dois últimos anos, representados por um período de recessão e estagnação econômica e com a situação fiscal do país cada vez pior, a economia brasileira ainda foi surpreendida pela pandemia do Covid-19, que requereu ainda mais esforços do governo. Atualmente, o país ainda enfrenta muitos problemas para a aprovação de reformas que poderiam colocá-lo novamente nos trilhos do crescimento e as perspectivas não são as melhores.

Apesar de os modelos estimados para os dois períodos em análise apresentarem comportamentos condizentes com o que se espera da relação da Curva de Phillips (CP), os resultados relativos à dinâmica macroeconômica observada são diferentes, principalmente quanto aos choques ocorridos na taxa de desemprego. O trade-off entre inflação e desemprego, como Samuelson e Solow (1960) apontaram, é presente nos dois períodos, mas no primeiro se apresenta como uma relação de mais curto prazo e no segundo como uma relação de mais longo prazo. Mesmo que os diagnósticos estatísticos do modelo aplicado ao período menos turbulento não tenham apresentado resultados significativos, os diagnósticos do modelo aplicado ao segundo período, que foi mais turbulento e mais sujeito a fatores exógenos, apresentaram uma fidelidade estatística maior, aliado a um comportamento que ainda se adequou à CP.

Para futuros trabalhos, recomenda-se testar outros modelos de estimação ou até mesmo testar diferentes *proxies* para as variáveis utilizadas, já que alguns testes de diagnóstico realizados sobre os modelos não retornaram resultados adequados.

REFERÊNCIAS

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve. **New York: Federal Reserve Bank of New York**, 2006. (Staff Report n. 270).

DICKEY, D. A. & FULLER, W. A. Distributing the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74:427-31, 1979.

FERREIRA, A. B. JAYME Jr, F. G. Metas de Inflação e Vulnerabilidade externa no Brasil, **Anais do XXXIII Encontro Nacional de economia da ANPEC**, 2005.

FRIEDMAN, Milton. The Role of Monetary Policy. **American Economic Review**, v.58 (1), p.1-17, 1968.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64. n. 3, p. 291-306, 2010.

MOREIRA, T. SOUZA, G. ALMEIDA, C. The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the brazilian case. **Brazilian Review of Econometrics**, v.27 p.85-106, 2007.

PHELPS, Edmund S. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time, **Economica**, v.34, 135, p. 254-281, ago. 1967.

PHELPS, Edmund S. The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory. **American Economic Review**, v.59 (2), pag.147-160, 1969

PHILLIPS, Alban William. The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-299, nov. 1958.

SACHSIDA, Adolfo. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Uma Revisão da Literatura Sobre a Curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 549-559, Dec. 2013.

SACHSIDA, A.; SCHETTINI, B. P.; GOUVÊA, R. R. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Estimativas VAR para a Economia Brasileira. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 35, n.67, p. 297-322, mar. 2017.

SAMUELSON, Paul; Solow, Robert. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. **The American Economic Review**, v. 50, n. 2, p. 177-194, mai. 1960.

SCHWARTZMAN, Felipe Farah. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 1, p. 137- 155, mar. 2006.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 58, n.1, p. 113-144, 1990.

SUMMA, Ricardo. Uma Avaliação Crítica da Curva de Phillips no Brasil. **PESQUISA & DEBATE**, São Paulo, volume 22, número 2 (40) pp. 157-183, 2011.